



2008, 14(2-3), 175-185

## PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DEL CUESTIONARIO DE CREENCIAS OBSESIVAS (OBQ)

Carmen Ruiz, Antonio Godoy y Aurora Gavino

Universidad de Málaga

**Resumen:** Los modelos cognitivos del Trastorno Obsesivo-Compulsivo atribuyen los comportamientos obsesivo-compulsivos a determinadas creencias disfuncionales sobre responsabilidad, perfeccionismo y necesidad de controlar los pensamientos. Para evaluar estas creencias se ha desarrollado el Obsessive Beliefs Questionnaire (OBQ). En el presente trabajo se han estudiado las propiedades psicométricas de la versión española del OBQ. Para ello se ha utilizado un grupo de estudiantes universitarios y otro de personas pertenecientes a la comunidad en general. Los resultados señalan que las propiedades psicométricas de la versión española son muy semejantes a las de la versión inglesa original. Aunque se necesiten estudios con muestras clínicas, se concluye que la versión española del OBQ es adecuada para la evaluación de creencias disfuncionales relacionadas con los comportamientos obsesivo-compulsivos.

**Palabras Clave:** creencias disfuncionales, obsesiones, compulsiones, test.

**Abstract:** Cognitive models of Obsessive-Compulsive Disorder attribute obsessive-compulsive behaviors to dysfunctional beliefs about responsibility, perfectionism and importance and control of intrusive thoughts. The Obsessive Beliefs Questionnaire (OBQ) was developed to assess these beliefs. The aim of the present work was to study the psychometric properties of the Spanish version of the OBQ. Two non-clinical groups participated, one of university students and another one of people from the general community. Results show that the psychometric properties of the Spanish version of the OBQ are similar to those of the original English version. Although studies with clinical samples are needed, the Spanish version of the OBQ is a suitable instrument for the assessment of beliefs related to obsessions and compulsions.

**Key words:** Dysfunctional beliefs, obsessions, compulsions, test.

**Title:** *Psychometric properties of the spanish version of the Obsessional Beliefs Questionnaire (OBQ)*

En las últimas décadas, la investigación del Trastorno Obsesivo-Compulsivo (TOC) se ha centrado en los mecanismos cognitivos que elicitán y mantienen las obsesiones. Los modelos cognitivos actuales enfatizan la importancia que entre dichos mecanismos tienen las creencias disfuncionales (Leal, 2008; Rachman, 1997; Salkovskis, 1985). Por ello, para facilitar la investigación de los mecanismos cognitivos y el tra-

tamiento del TOC se han desarrollado numerosos instrumentos que evalúan distintos tipos de creencias. Esta abundancia de instrumentos ha provocado, sin embargo, dificultades al comparar los resultados entre investigaciones (Wood, 2007).

Coordinar la investigación en este sentido podría ahorrar tiempo y esfuerzo. Por ello, un grupo de investigadores en el campo del TOC (entre otros, Abramowitz, Clark, Emmelkamp, Freeston, Frost, Ladouceur, Purdon, Salkovskis, Sica, Steketee, Tolin y Rachman) han unido sus esfuerzos en el denominado Obsessive Compulsive Cognition Working Group (OCCWG) para desarrollar instrumentos consensuados que puedan ser utilizados en

\*Dirigir la correspondencia a

Antonio Godoy  
Facultad de Psicología  
Universidad de Málaga  
29071 Málaga  
E-mail: godoy@uma.es

© Copyright 2007: de los Editores de *Ansiedad y Estrés*

distintos países y culturas. Entre estos instrumentos destaca un cuestionario creado para la evaluación de las creencias disfuncionales más importantes relacionadas con el TOC, el OBQ (Obsessive Beliefs Questionnaire; OCCWG, 2001), sobre el que versa el presente trabajo.

La versión primitiva del OBQ tenía 87 ítems organizados teóricamente en seis subescalas que, sometidas a análisis factorial, arrojaron tres factores: Responsabilidad-Estimación de la Amenaza, Perfeccionismo-Certeza, e Importancia y Control de los Pensamientos (OCCWG, 2001, 2003). Los 44 ítems con saturaciones más altas en estos tres factores constituyeron la versión definitiva del OBQ, que es la se estudia aquí.

Woods, Tolin y Abramowitz (2004), comprobando la estructura factorial del OBQ en una amplia muestra de estudiantes mediante análisis factorial confirmatorio, encontraron que sus datos no se ajustaban adecuadamente al modelo de tres factores propuesto por el OCCWG. Realizado un análisis factorial exploratorio encontraron cuatro factores. El primero de ellos era un factor general, en el que aparecían ítems de cada una de las tres escalas originales. Los otros tres factores se pueden interpretar igual que los originalmente encontrados por el OCCWG.

Resultados posteriores muestran que el OBQ (de 44 ítems) presenta una alta consistencia interna, tanto para la puntuación total como para las subescalas: alfa de Cronbach entre .89 y .95 (Coles, Cook, & Blake, 2007; OCCWG, 2005; Tolin, Worhunsky, & Altby, 2006). La fiabilidad test-retest únicamente se ha estudiado sobre la versión de 87 ítems. En este caso, los coeficientes de correlación de Pearson fluctúan entre .60 y .90, según el lapso de tiempo entre el test y el retest (OCCWG, 2001; Sica et al., 2004).

El OBQ se relaciona con las puntuaciones de pruebas que evalúan sintomatología obsesivo-compulsiva. Así, con las escalas del Padua Inventory las correlaciones fluctúan entre .29 y .59 (OCCWG, 2005; Sica, Novara, & Sanavio, 2002). También Abramowitz, Khandker, Nelson, Deacon y Rygwall (2006) y el OCCWG (2001) han encontrado que las correlaciones entre el OBQ y el Obsessive Compulsive Inventory (Revisado) fluctúan entre .30 y .50, lo mismo que su correlación con la Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale. Estas correlaciones entre el OBQ y las pruebas que evalúan obsesiones y compulsiones se mantienen estadísticamente significativas aún cuando se controlen los efectos de la ansiedad y la depresión. Por su parte, Abramowitz, Nelson, Rygwall y Khandker (2007) han demostrado que las puntuaciones del OBQ logran predecir el futuro surgimiento de obsesiones y compulsiones. El OBQ ha demostrado también que puede diferenciar a las personas con TOC de las que padecen otros trastornos de ansiedad y de las que no padecen ningún tipo de trastorno clínico conocido (OCCWG, 2003; Sica et al., 2004; Tolin et al., 2006).

Debido a que el OBQ se ha convertido en la prueba estándar en la evaluación de las creencias disfuncionales relacionadas con el TOC, el objetivo del presente estudio es su adaptación a nuestro medio y el examen de las propiedades psicométricas de la versión española. En este sentido, si esta versión es adecuada, cabe esperar que se cumplan las siguientes predicciones:

(a) La versión española del OBQ debe presentar una composición factorial y una fiabilidad semejantes a las encontradas en la versión original inglesa.

(b) La relación de las puntuaciones del OBQ con otras variables debe ser también semejante a la encontrada en la versión original. En este sentido se espera que, si esta versión del OBQ realmente mide

creencias disfuncionales de tipo obsesivo, sus puntuaciones reflejarán una alta correlación con las puntuaciones de otras pruebas que evalúen esas creencias y esos comportamientos. Hay que señalar, no obstante, que no existen otras pruebas que evalúen exactamente los mismos constructos que el OBQ, aunque sí pruebas que también evalúan creencias de tipo obsesivo y que, aunque sólo sea parcialmente, su contenido coincide con el del OBQ. Por tanto, la relación del OBQ con dichas pruebas deberá ser, al menos, moderadamente alta. Por último, se relacionarán las puntuaciones del OBQ con las de pruebas de ansiedad y depresión, realizándose dos nuevas predicciones:

(c) La relación del OBQ con la ansiedad y la depresión no debe ser nula, ya que las creencias y los comportamientos obsesivo-compulsivos se acompañan de sentimientos de ansiedad y, frecuentemente, de depresión.

(d) Sin embargo, las correlaciones con dichas variables no deben ser elevadas, ya que el OBQ evalúa algo más específico (creencias obsesivas) que la ansiedad y la depresión en general. Además, las correlaciones del OBQ con las otras pruebas de creencias y de comportamientos obsesivo-compulsivos deberán mantenerse estadísticamente significativas aún cuando se elimine la parte de la varianza explicada por la ansiedad y la depresión.

## **Método**

### *Participantes*

En el presente estudio han participado dos grupos de personas. El primero ha estado formado por estudiantes universitarios y el segundo, por miembros adultos de la comunidad que acudían a un centro de salud por diversos problemas sanitarios no psiquiátricos.

Los universitarios fueron 247 (43 hombres y 204 mujeres), con una media de edad de 22,31 años (D.T. = 4,06). El 94% estaba soltero y el 21% compaginaba estudios con trabajo.

Las personas adultas de la comunidad fueron 395 (133 hombres y 262 mujeres) con una media de edad de 40,40 años (D.T. = 12,90). El 44 % estaba casado, el 30 % poseía estudios universitarios y el 52% trabajaba a tiempo completo.

A pesar del predominio de las mujeres en ambas muestras, no cabe esperar que esta diferencia influya en los resultados, ya que los estudios epidemiológicos han puesto de manifiesto que no existen diferencias de sexo consistentes ni en el TOC ni en los comportamientos obsesivo-compulsivos de los adultos (Fullana et al., 2005; Rasmussen & Eisen, 1988).

### *Instrumentos*

Los participantes han contestado, además de al OBQ (traducción española de Rodríguez Biglieri para el OCCWG, 2004), a las siguientes pruebas:

Para evaluar las creencias relacionadas con las obsesiones se han utilizados el Inventory of Beliefs Related to Obsessions (IBRO; Freeston, Ladouceur, Gagnon, & Thibodeau, 1993) y la Multidimensional Perfectionism Scale (MPS; Frost & Marten, 1990). El IBRO es un autoinforme de 20 ítems destinado a evaluar creencias que frecuentemente se presentan en sujetos con comportamientos obsesivo-compulsivos. Ha demostrado adecuada consistencia interna, fiabilidad test-retest y validez (Clak & Purdon, 1995; Godoy, Gavino, & Postigo, 2002). En el presente estudio ha obtenido un alfa de Cronbach de .70 en la muestra de estudiantes, y de .80 en la de adultos de la comunidad. La MPS consta de 35 ítems que miden perfeccionismo reflejado en seis subescalas (Preocupación por los Errores, Dudas sobre las Acciones,

Metas Personales, Expectativas de los Padres, Críticas de los Padres, y Organización). Ha demostrado buena consistencia interna y alta validez (Frost & Marten, 1990). La escala más estrechamente relacionada con el TOC es la de Preocupación por los Errores, que es la que se utilizará en el presente estudio, en el que ha obtenido un alfa de Cronbach de .86 en la muestra de estudiantes, y de .91 en la de adultos de la comunidad.

Para evaluar comportamientos obsesivo-compulsivos se han utilizado las puntuaciones totales del Vancouver Obsessional Compulsive Inventory (VOCI; Thordarson et al., 2004) y del Padua Inventory (PI; adaptación de Mataix, Sánchez, & Vallejo, 2002). El VOCI tiene 55 ítems en los que aparecen las obsesiones y compulsiones más frecuentes. Ha obtenido buenos índices de fiabilidad y validez (Thordarson et al., 2004). En el presente estudio ha obtenido un alfa de Cronbach de .94 en la muestra de estudiantes, y de .96 en la de adultos de la comunidad. El PI consta de 60 ítems que evalúan la perturbación causada por obsesiones y rituales. Tiene una buena fiabilidad y una validez convergente y discriminante aceptables (Ibáñez, Olmedo, Peñate, & González, 2002; Mataix et al., 2002). En el presente estudio ha obtenido un alfa de Cronbach de .94 en los dos grupos empleados.

Por último, la depresión se ha evaluado mediante el Beck Depression Inventory (BDI; adaptación de Sanz & Vázquez, 1998) y la ansiedad, mediante el Beck Anxiety Inventory (BAI; adaptación de Sanz & Navarro, 2003). El BDI posee 21 ítems que evalúan síntomas depresivos y ha mostrado buena fiabilidad y validez en muestras clínicas y no clínicas (Beck, Steer, & Garbin, 1988). En el presente estudio ha obtenido un alfa de Cronbach de .87 en ambas muestras. El BAI evalúa 21 síntomas de ansiedad y también ha mostrado

buenas cualidades psicométricas (Beck, Epstein, Brown, & Steer, 1988). En el presente estudio ha obtenido un alfa de Cronbach de .88 en la muestra de estudiantes, y de .95 en la de adultos de la comunidad.

#### *Procedimiento*

Se informó a los participantes de que iban a colaborar en un estudio sobre creencias generales realizado por la Universidad de Málaga. Para evitar un posible efecto de orden al rellenar las pruebas se alternó el orden de los cuestionarios, resultando seis tipos de cuadernillos distintos, que se distribuyeron al azar. Sólo los estudiantes hicieron el retest dos meses después. Todas las pruebas se realizaron sin tiempo límite. Los estudiantes las rellenaron en grupo y las personas de la comunidad en pequeños grupos o de forma individual, siempre con un psicólogo presente para resolver dudas. Todos los sujetos participaron de forma voluntaria.

#### *Resultados*

##### Descripción de las escalas

En ninguno de los dos grupos han aparecido diferencias estadísticamente significativas entre varones y mujeres, ni en la puntuación total del OBQ ni en las subescalas. En ningún caso las diferencias de medias entre ambos grupos alcanzan la significación estadística cuando se aplica la corrección de Bonferroni. No obstante, en lo que sigue ambos grupos se procesarán por separado, de tal forma que los datos de personas de la comunidad sirvan de replicación de lo encontrado en los estudiantes (ver Tabla 1).

La correlación de las subescalas con la escala total va de .76 a .93 (Pearson), siendo algo más bajas las correlaciones entre las subescalas (de .45 a .76).

Tabla 1. Medias, desviaciones típicas, consistencia interna (alfa de Cronbach) y fiabilidad test-retest (Pearson) del OBQ en estudiantes universitarios y en personas de la comunidad

	Estudiantes				Comunidad			
	OBQ total	OBQ-RH	OBQ-PC	OBQ-ICT	OBQ total	OBQ-RH	OBQ-PC	OBQ-ICT
Media	127,94	47,66	53,16	27,13	131,3	49,27	55,23	26,99
Desviación típica	35,46	14,78	15,69	10,59	44,3	16,57	18,37	10,78
Consistencia interna	0,94	0,88	0,89	0,86	0,94	0,87	0,9	0,81
Fiabilidad test-retest	0,64	0,64	0,61	0,54	---	---	---	---

OBQ total = Cuestionario de Creencias Obsesivas (OBQ), puntuación total; OBQ-RH = OBQ, Subescala de Responsabilidad-Estimación de la Amenaza; OBQ-PC = OBQ, Subescala de Perfeccionismo-Intolerancia a la Incertidumbre; OBQ-ICT = OBQ, Subescala de Importancia-Control de los Pensamientos.

#### Consistencia interna y fiabilidad test-retest

La consistencia interna (alfa de Cronbach) para la escala total es de .94 en ambos grupos, siendo también alta para las tres subescalas (ver Tabla 1): Responsabilidad-Estimación de la Amenaza, .88 (estudiantes) y .87 (comunidad); Perfeccionismo-Intolerancia a la Incertidumbre, .89 y .90; e Importancia-Control de los Pensamientos, .86 y .81. En la muestra de estudiantes el OBQ presenta una fiabilidad test-retest (con dos meses de intervalo) moderada (Pearson entre .54 y .64). Además, la media del postest es significativamente menor que la del test en todas las subescalas, pero especialmente en la escala total. En los adultos de la comunidad no se pasó el retest.

#### Estructura factorial

La mejor forma de comprobar si la estructura de la versión española del OBQ se corresponde con la estructura de la versión inglesa original es mediante análisis facto-

rial confirmatorio. Los resultados del análisis factorial confirmatorio sobre el modelo de tres factores de la versión original (estimación de máxima verosimilitud sobre las correlaciones de la raíz cuadrada de las puntuaciones) son, para los estudiantes:  $\chi^2(899) = 1922,128$ ;  $p = .000$ ;  $\chi^2/gl = 2,138$ ; Goodness of Fit Index (GFI) = 0,705; Comparative Fit Index (CFI) = 0,781; Root Mean square Residual (RMR) = 0,008; y Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0,068. Para los adultos de la comunidad:  $\chi^2(899) = 2128,967$ ;  $p = .000$ ;  $\chi^2/gl = 2,368$ ; GFI = 0,711; CFI = 0,744; y RMR = 0,007; RMSEA = 0,069. Como han señalado Hu y Bentler (1999) y Jaccard y Wan (1996), puede considerarse que un modelo se ajusta a los datos cuando la razón entre ji cuadrado y los grados de libertad no excede de 3, los índices GFI, y CFI son mayores de 0,90, y los índices RMR y RMSEA son menores de 0,08. Como puede

apreciarse, los datos obtenidos son en general adecuados, excepto los relativos a los índices GFI y CFI, que son inferiores a 0,90. Por último, el análisis factorial confirmatorio sobre un modelo de cuatro factores, tal como han propuesto Woods et al. (2004), tampoco mejora los resultados, ni sobre los datos de los estudiantes ( $\chi^2$  (856) = 1887,757;  $p = .000$ ;  $\chi^2/\text{gl} = 2,205$ ; GFI = 0,711; CFI = 0,733; RMR = 0,008; RMSEA = 0,070) ni sobre los de la comunidad ( $\chi^2$  (856) = 2015,300;  $p = .000$ ;  $\chi^2/\text{gl} = 2,35$ ; GFI = 0,725; CFI = 0,752; RMR = 0,009; RMSEA = 0,069). La unión de los dos grupos de participantes tampoco mejora los resultados.

Ante este pobre ajuste de los datos a los modelos de tres y cuatro factores, se ha recurrido, como suele ser usual, a realizar un análisis factorial exploratorio sobre los datos de cada grupo. La Tabla 2 presenta los pesos factoriales mayores de 0,30 de cada ítem en cada factor, así como la escala a la que cada ítem pertenece según lo publicado por el OCCWG (2005). Como puede apreciarse, lo encontrado en ambos grupos es bastante semejante. La escala mejor reproducida por los datos es Importancia-Control del pensamiento, en la que todos los ítems en el grupo de estudiantes, y casi todos en el grupo de personas de la comunidad, pesan más de 0,30 en el primer factor. No obstante, dos ítems de Perfeccionismo y varios de Responsabilidad pesan también alto en este primer factor. La escala de Perfeccionismo-Intolerancia a la Incertidumbre aparece reproducida por el segundo factor encontrado. Sin embargo, en este caso, dos ítems pesan más en el primer factor y varios en el tercero. Por último, bastantes ítems de la escala de Responsabilidad-Estimación de la Amenaza, reproducida en gran medida por el tercer factor encontrado, pesan alto en el primer factor. Como puede apreciarse, los resultados obtenidos no se ajustan bien ni a la solución proporcionada por el OCCWG (2003) ni a

la de Woods y colaboradores (2004). No obstante, hay que señalar que en estos dos estudios anteriores se trabajó con la versión primitiva del OBQ, con 87 ítems. Ante esta situación parecería razonable redefinir las escalas atendiendo a la estructura encontrada de forma persistente en los dos grupos de personas utilizados. Reclasificar los ítems, sin embargo, produciría que los resultados de la versión española no fueran comparables a los encontrados con las escalas originalmente propuestas por el OCCWG (2003), por lo que no se le podrían aplicar los conocimientos que se van acumulando sobre las escalas originales, con las que compartirían el nombre, pero no la composición. Por otra parte, hemos comprobado que, aunque las nuevas escalas que podrían formarse y las escalas originales difieren en sus medias y desviaciones típicas (ya que tienen distinto número de ítems), las correlaciones entre las escalas originales y las que podrían formarse atendiendo a los datos de la Tabla 2 son muy altas. Así, sobre el total de participantes (estudiantes más personas de la comunidad), la correlación de la escala de Perfeccionismo-Intolerancia a la Incertidumbre calculada de una y otra forma es .96 (Pearson); la de la escala de Responsabilidad-Estimación de la Amenaza, .87; y la de Importancia-Control de los Pensamientos, .92. Los resultados en ambos grupos por separado son muy semejantes. Esto, junto a la buena consistencia interna de que se ha informado anteriormente, nos ha llevado, a pesar de los resultados de los análisis factoriales realizados, a continuar calculando la puntuación de cada una de las escalas de acuerdo a lo propuesto por el OCCWG (2003). Los resultados que siguen, pues, se refieren a las escalas formadas de acuerdo con la versión original inglesa.

#### Validez convergente y discriminante

Para comprobar la validez convergente del

Tabla 2. Pesos factoriales superiores a 0,30 de cada ítem en cada factor en el grupo de estudiantes, en el grupo de adultos de la comunidad, y en total

Item	Escala original	Estudiantes			Comunidad			Total		
		ICT	PC	RH	ICT	PC	RH	ICT	PC	RH
OBQ7	ICT	.620			.321			.448		
OBQ13	ICT	.388			.337			.398		
OBQ21	ICT	.588			.521			.589		
OBQ24	ICT	.578			---			.431		
OBQ27	ICT	.692			.509			.629		
OBQ28	ICT	.386			---			---		
OBQ30	ICT	.698			.549			.652		
OBQ32	ICT	.468			.362			.488		
OBQ35	ICT	.666			.633			.678		
OBQ38	ICT	.699			.634			.709		
OBQ42	ICT	.768			.667			.748		
OBQ44	ICT	.632			.677			.720		
OBQ2	PC		---	.329		---			---	
OBQ3	PC		-.626			.803			.776	
OBQ4	PC		-.750			.758			.819	
OBQ9	PC		-.541			.585			.631	
OBQ10	PC		-.305	.507		---	.568		---	.578
OBQ11	PC		---	.598		---	.673		---	.720
OBQ12	PC		-.504			.392	.342		.433	
OBQ14	PC		---	.376		---	.428		---	.435
OBQ18	PC		---	.366		---	.302		--	.322
OBQ20	PC		-.765			.821			.864	
OBQ25	PC	.474	-.352		.358	.487		.391	.436	
OBQ26	PC		-.519			.593			.575	
OBQ31	PC		-.463			.461			.452	
OBQ37	PC		-.636			.667			.695	
OBQ40	PC		-.499			.462			.514	
OBQ43	PC	.404	-.341		.455	.335		.446	.308	
OBQ1	RH	.366		---			---			---
OBQ5	RH			.729			.601			.763
OBQ6	RH			.600			.520			.599
OBQ8	RH	.327		.458			.537			.532
OBQ15	RH	.468		---	.399		---	.448		---
OBQ16	RH			.398			.359			.373
OBQ17	RH	.423		.320	.372		.407	.359		.364
OBQ19	RH			.587			.454			.559
OBQ22	RH	.587		---	.556		---	.596		--
OBQ23	RH			.389		.393	.324			.376
OBQ29	RH	.363		---	.596		---	.529		--
OBQ33	RH			.457			.417			.509
OBQ34	RH	.436		---			---	.315		--
OBQ36	RH	.569		---	.450		---	.506		--
OBQ39	RH	.442		---	.484		---	.438		--
OBQ41	RH			---	.371		---	.312		--

Método de extracción: Factorización del eje principal. Rotación: Oblimin con Kaiser

OBQ se han correlacionado sus puntuaciones con las de otras escalas que evalúan creencias y comportamientos cercanos, encontrándose resultados bastante similares en ambos grupos de sujetos (ver Tabla 3). Así, se dan correlaciones moderadas entre la puntuación total del OBQ y la puntuación del IBRO (0,555 en los estudiantes, y 0,523 en las personas de la comunidad); entre la puntuación total del OBQ y la puntuación total del MPS (0,441 y 0,700, respectivamente). La escala de Perfeccionismo-Intolerancia a la Incertidumbre del OBQ tiene una correlación de 0,568 y 0,692 con la escala de Preocupación por los Errores del MPS.

En general (ver Tabla 3), las correlaciones del OBQ con las escalas de creencias sigue el patrón esperado, de tal forma que las escalas más equivalentes (v.g., el perfeccionismo evaluado por OBQ-PC y el evaluado por MPS-total) correlacionan más alto entre sí que las escalas cuyo contenido resulta menos semejante (v.g., la importan-

cia que se da a los pensamientos y a su control –OBQICT- y el perfeccionismo evaluado por el MPS-total y su subescala MPS-MC).

Por otra parte, las correlaciones de las escalas del OBQ con escalas que evalúan obsesiones y compulsiones son también estadísticamente significativas. Tanto entre los estudiantes como entre las personas de la comunidad, en general todas las escalas del OBQ presentan una correlación moderada con el VOI (entre 0,375 y 0,524) y con el PI (entre 0,245 y 0,689).

Por último, se han correlacionado las puntuaciones del OBQ con las del BDI, como medida de depresión, y con las del BAI, como medida de ansiedad. Las correlaciones fluctúan entre 0,242 y 0,398 con el BDI; y algo más bajas con el BAI (entre 0,112 y 0,275).

En general, los datos muestran que las correlaciones de las escalas del OBQ con las escalas equivalentes de las distintas

Tabla 3. Correlación de Pearson entre las puntuaciones del OBQ y otras variables

	Estudiantes				Comunidad			
	OBQtot	OBQRH	OBQPC	OBQICT	OBQtot	OBQRH	OBQPC	OBQICT
IBRO	0,555**	0,555**	0,418**	0,462**	0,523**	0,519**	0,467**	0,356**
MPS-total	0,441**	0,381**	0,546**	0,127*	0,700**	0,610**	0,715**	0,446**
MPS-CM	0,535**	0,463**	0,568**	0,290**	0,686**	0,577**	0,692**	0,480**
VOI	0,524**	0,514**	0,444**	0,375**	0,514**	0,463**	0,468**	0,428**
PI	0,425**	0,414**	0,395**	0,245**	0,672**	0,689**	0,560**	0,585**
BDI	0,334**	0,290**	0,314**	0,242**	0,398**	0,380**	0,338**	0,361**
BAI	0,214**	0,202**	0,175**	0,171**	0,242*	0,225*	0,275**	0,112

\*\* La correlación es significativa con  $p = 0,01$ . \* La correlación es significativa con  $p = 0,05$  (bilateral). OBQtot = Cuestionario de Creencias Obsesivas (OBQ), puntuación total; OBQRH = OBQ, Subescala de Responsabilidad-Estimación de la Amenaza; OBQPC = OBQ, Subescala de Perfeccionismo-Intolerancia a la Incertidumbre; OBQICT = OBQ, Subescala de Importancia-Control de los Pensamientos; IBRO = *Inventory of Beliefs Related to Obsessions*, puntuación total; MPS-total = *Multidimensional Perfectionism Scale*, puntuación total; MPS-CM = MPS, Subescala de Preocupación por los Errores; VOI = *Vancouver Obsessional Compulsive Inventory*, puntuación total; PI = *Padua Inventory*, puntuación total; BDI = *Beck Depression Inventory*, puntuación total; BAI = *Beck Anxiety Inventory*, puntuación total.



pruebas son superiores a las correlaciones con las escalas no equivalentes. De la misma forma, como cabía esperar, las puntuaciones del OBQ correlacionan de forma estadísticamente significativa con las puntuaciones de pruebas que evalúan comportamientos obsesivo-compulsivos. Además, cabe señalar que en la mayoría de los casos estas correlaciones se mantienen estadísticamente significativas incluso cuando se controlan, mediante correlaciones parciales, los efectos de la ansiedad (BAI) y la depresión (BDI).

### **Discusión**

El objetivo del presente estudio era comprobar si la versión española del OBQ presenta las mismas propiedades psicométricas que la versión original inglesa. Los resultados encontrados muestran que la fiabilidad y la validez de la adaptación española son, en general, adecuadas y comparables con lo obtenido sobre la versión original inglesa (OCCWG, 2003, 2005; Sica et al., 2004; Woods et al., 2004). El análisis factorial confirmatorio realizado, sin embargo, proporciona un pobre ajuste de los datos al modelo de tres factores encontrado por el OCCWG (2003), o de cuatro factores encontrado por Woods et al. (2004).

Por lo que respecta a las diferentes escalas, la consistencia interna es adecuada (alfa de Cronbach superior en todos los casos a .80 en ambas muestras) y semejante a la encontrada en otros estudios (Coles et al., 2007; OCCWG, 2005; Tolin et al., 2006; Woods et al., 2004). La fiabilidad test-retest es, en general, moderada (entre .54 y .64) y semejante a la encontrada, para un lapso similar entre el test y el retest, por el OCCWG (2001). Cabe señalar, sin embargo, que en todas las escalas, incluyendo la escala total, las puntuaciones del postest son inferiores a las del pretest, un resultado que conviene tener en cuenta a la hora de

utilizar el OBQ para apreciar posibles efectos de los tratamientos.

El análisis factorial que se ha realizado señala que los tres principales factores explican el 42% de la varianza total, lo que coincide con lo hallado por el OCCWG. Sin embargo, la composición factorial de las escalas parece bastante inestable. Esto es, aunque en los dos grupos utilizados la mayoría de los ítems saturan alto en la escala a la que pertenecen, hay bastantes ítems que saturan más alto en otra escala, y algunos ítems que saturan bajo en la escala a la que pertenecen. Estos resultados, unidos a los de otros autores (OCCWG, 2005; Woods et al., 2004), parecen señalar cierta inestabilidad en la composición factorial del OBQ.

Para la validez convergente, los resultados, al igual que en estudios previos (OCCWG, 2001, 2003), señalan que las correlaciones del OBQ con otras escalas que evalúan contenidos relacionados con las creencias típicas del TOC son superiores a sus correlaciones con escalas que evalúan variables menos cercanas (v.g. depresión y ansiedad). Así, aparece una correlación moderada, aunque algo más baja de lo esperable, entre la escala total del OBQ y la puntuación total del IBRO y entre la escala de perfeccionismo del OBQ y la escala de preocupación por los errores del MPS. Estos resultados permiten afirmar que la versión española del OBQ presenta una validez convergente muy semejante a la encontrada por otros autores en la versión original inglesa (OCCWG, 2001, 2005; Sica et al., 2004). De forma muy semejante, las correlaciones entre la puntuación total del OBQ y las puntuaciones de instrumentos que evalúan sintomatología obsesivo-compulsiva tienden a ser moderadas, tanto en el caso del Inventario de Padua (PI) como en el caso del Inventario de Vancouver (VOCI).

Por último, con respecto a la validez discriminante, cuando se compara el OBQ con medidas de ansiedad y depresión, las correlaciones son, como se esperaba, moderadamente bajas, inferiores a las informadas en el párrafo anterior y semejantes a las encontradas por el OCCWG (2005).

Aunque las propiedades psicométricas de la versión española del OBQ necesitan ser estudiadas en población clínica para determinar si esta medida es capaz de discriminar entre sujetos con TOC y sujetos normales o que sufren otros tipos de patologías, así como para comprobar si las puntuaciones del OBQ son sensibles a los efectos del tratamiento, los resultados encontrados apoyan la hipótesis de que las puntuaciones de esta prueba evalúan creencias disfuncionales específicamente relacionadas con los comportamientos obsesivo-compulsivos. Además, cabe señalar que, aunque en el presente estudio sólo se han utilizado sujetos no clínicos, nuestros dos grupos de participantes son bastante distintos entre sí. De esta forma, el grupo más general de los dos, el denominado "adultos de la comunidad", presenta una edad media

significativamente mayor que la de los estudiantes, tiene un nivel educativo medio sensiblemente inferior y la mayoría de sus miembros trabajaban a tiempo completo, a diferencia de otros estudios, en los que sólo se ha contado para la muestra no clínica con estudiantes universitarios (OCCWG, 2003, 2005; Sica et al., 2004; Woods et al., 2004).

En resumen, pues, la versión española del OBQ parece poder utilizarse con confianza para la evaluación de las creencias disfuncionales relacionadas con los comportamientos obsesivo-compulsivos, ya que las conclusiones que cabe extraer de las puntuaciones de la versión española son muy similares a las extraíbles cuando se utiliza la versión original inglesa.

Esta investigación se ha realizado con el apoyo de la Junta de Andalucía (Grupo de investigación HUM-578) y de la DGICYT (proyecto SEJ2004-07221).

<p>Artículo recibido: 17-09-2007 aceptado: 08-09-2008</p>
---

## Referencias bibliográficas

- Abramowitz, J. S., Khandker, M., Nelson, C. A., Deacon, B. J., & Rygwall, R. (2006). The role of cognitive factors in the pathogenesis of obsessive-compulsive symptoms: A prospective study. *Behaviour Research and Therapy, 44*, 1361-1374.
- Abramowitz, J. S., Nelson, C. A., Rygwall, R., & Khandker, M. (2007). The cognitive mediation of obsessive-compulsive symptoms: A longitudinal study. *Journal of Anxiety Disorders, 21*, 91-104.
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., & Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 56*, 893-897.
- Beck, A.T., Steer, R.A., & Garbin, M.G. (1988). Psychometric properties of the Beck Depression Inventory: Twenty-five years of evaluation. *Clinical Psychology Review, 8*, 77-100.
- Clark, D. A. & Purdon, C. (1995, julio). Meta-cognitive beliefs in obsessive-compulsive disorders. Comunicación presentada en el *World Congress of Behavioural and Cognitive Therapies*, Copenhague.
- Coles, M. E., Cook, L. M., & Blake, T. R. (2007). Assessing obsessive compulsive symptoms and cognitions on the internet. *Behaviour Research and Therapy, 45*, 2232-2240.
- Freeston, M. H., Ladoucer, R., Gagnon, F., & Thibodeau, N. (1993). Beliefs about obsessional thoughts. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 15*, 1-21.
- Frost, R. O. & Marten, P. A. (1990). Perfectionism and evaluative threat. *Cognitive Therapy and Research, 14*, 559-572.
- Fullana, M. A., Tortella-Feliu, M., Caseras, X., Andiñon, O., Torrubia, R., & Mataix-Cols, D. (2005). Psychometric properties of the Spanish version of the Obsessive-Compulsive Inventory- Revised in a non-

- clinical sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 19, 893-903.
- Godoy, A., Gavino, A., & Postigo, M. (2002). Adaptación española del Inventario de Creencias Relacionadas con las Obsesiones (IBRO). *Trabajo no publicado*.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indices in Covariance Structure Analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1-55.
- Ibáñez, I., Olmedo, E., Peñate, W., & González, M. (2002). Obsessions and compulsions: Structure of the Padua Inventory. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2, 263-288.
- Jaccard, J., & Wan, C. K. (1996). *LISREL approaches to interaction effects in multiple regression*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Leal, L. (2008). Tratamiento del trastorno obsesivo-compulsivo desde las nuevas perspectivas cognitivas. Estudio de un caso. *Ansiedad y Estrés*, 14, 231-339.
- Mataix, D., Sánchez, M., & Vallejo, J. (2002). A Spanish version of the Padua Inventory: Factor structure and psychometric properties. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 30, 25-36.
- OCCWG (2001). Development and initial validation of the Obsessive Beliefs Questionnaire and the Interpretation of Intrusions Inventory. *Behaviour Research and Therapy*, 39, 987-1006.
- OCCWG (2003). Psychometric validation of the Obsessive Beliefs Questionnaire and the Interpretation of Intrusions Inventory: Part I. *Behaviour Research and Therapy*, 41, 863-878.
- OCCWG (2004). *Traducción española del OBQ* (realizada por Rodríguez Biglieri). Disponible a través de la presidenta del OCCWG: Gail Steketee. Boston University. School of Social Work. 264 Bay State Rd. Boston, MA 617-353-3750 (USA).
- OCCWG (2005). Psychometric validation of the Obsessive Beliefs Questionnaire and the Interpretation of Intrusions Inventory: Part 2: Factor analyses and testing of a brief version. *Behaviour Research and Therapy*, 43, 1527-1542.
- Rachman, S. (1997). A cognitive theory of obsessions. *Behaviour Research and Therapy*, 35, 793-802.
- Rasmussen, S. A., & Eisen, J. L. (1988). Clinical and epidemiological findings of significance to neuropharmacologic trials in OCD. *Psychopharmacological Bulletin*, 24, 466-470.
- Salkovskis, P.M. (1985). Obsessional-Compulsive problems: A cognitive behavioural analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 23, 571-583.
- Sanz, J. & Navarro, M. E. (2003). Propiedades psicométricas de una versión española del inventario de ansiedad de Beck (BAI) en estudiantes universitarios. *Ansiedad y Estrés*, 9, 59-84.
- Sanz, J. & Vázquez, C. (1998). Fiabilidad, validez y datos normativos del Inventario para la Depresión de Beck. *Psicohema*, 10, 303-318.
- Sica, C., Coradeschi, D., Sanavio, E., Dorz, E., Manchisi, D., & Novara, C. (2004). A study of the psychometric properties of the Obsessive Beliefs Questionnaire and the Interpretations of Intrusions Inventory on clinical Italian individuals. *Journal of Anxiety Disorders*, 18, 291-307.
- Thordarson, D. S., Radomsky, A. S., Rachman, S., Shafran, R., Sawchuk, C. N., & Ralph-Hakstian, A. (2004). The Vancouver Obsessional Compulsive Inventory. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 1289-1314.
- Tolin, D. F., Worhunsky, P. & Maltby, N. (2006). Are "obsessive" beliefs specific to OCD? A comparison across anxiety disorders. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 469-480.
- Wood, C. M. (2007). Los trastornos de ansiedad en las publicaciones de autores españoles. *Ansiedad y Estrés*, 13, 153-161.
- Woods, C. M., Tolin, D. F. y Abramowitz, J. S. (2004). Dimensionality of the Obsessive Beliefs Questionnaire (OBQ). *Journal of Psychopathology and Behavioural Assessment*, 26, 113-125.